网络首发时间：2020-07-11 09:28:02
网络首发地址：https://kns.cnki.net/kcms/detail/37.1196.N.20200710.1328.038.html

庞洁，靳乐山. 基于渔民受偿意愿的鄱阳湖禁捕补偿标准研究[J]. 中国人口·资源与环境，2020，30(7)：169－176. [PANG Jie, JIN Leshan. Compensation rate for fishing withdrawal from Poyang Lake based on fishermen's willingness to accept[J]. China population, resources and environment, 2020, 30(7): 169－176.]

基于渔民受偿意愿的鄱阳湖禁捕补偿标准研究

庞 洁[1,2] 靳乐山[1,2]

（1. 中国农业大学人文与发展学院，北京 100193；2. 中国生态补偿政策研究中心，北京 100193）

摘要 渔民禁捕是贯彻落实党中央加强生态文明建设的重要举措。为探讨渔民效用最大化条件下有效激励渔民主动参与禁捕的补偿标准，以效用理论为指导，基于江西省 5 个县(市、区)14 个乡(镇)328 户渔民的实地调研数据，构建渔民禁捕受偿意愿的等效用函数测定禁捕补偿标准，并通过二元 Logistic 回归模型分析渔民受偿意愿的影响因素。研究表明：①条件价值评估法(CVM)直接估算的禁捕补偿标准结果为 3.98 万元/a，经等效用函数修正后估算的禁捕补偿标准结果为 2.58 万元/a。② 采用 CVM 支付卡式估算的受偿意愿值往往比较高，超出客观条件下的受偿意愿水平。而通过等效用函数的参数估计，将客观条件纳入到估算范畴中，在一定程度上可以抑制受访渔民的主观臆想，进而使得估算结果更加贴近客观事实。等效用函数测算的受偿意愿值可作为鄱阳湖禁捕补偿标准的最低限度，为更科学合理地满足渔民效用，应根据物价变动适时调整禁捕补偿标准。③渔民的受偿意愿受到个体特征、家庭特征、生产特征及主观认知的影响。主要包括年龄、健康状况、劳动力比重、职业、生计方式、禁捕目的及禁捕作用认知等，生计方式的多样性是影响渔民参与禁捕意愿的关键因素。为激发渔民参与禁捕政策的积极性以及保障禁捕政策的顺利实施，应加强对禁捕政策的宣传，结合渔民受偿意愿制定合理的补偿标准，并积极探索渔民增收渠道，降低渔民对渔业资源的依赖性。

关键词 鄱阳湖；禁捕；CVM；效用理论；受偿意愿；补偿标准

中图分类号 F062.1 **文献标识码** A **文章编号** 1002－2104(2020)07－0169－08 **DOI**:10.12062/cpre.20200110

鄱阳湖是我国最大的淡水湖泊，水面资源和渔业资源丰富，是白鲟、江豚、中华鲟等珍稀特有物种的重要栖息地，在保护生物多样性、调节气候、调蓄长江洪水、维系生态安全等方面发挥了无法替代的作用[1]。但由于受湖区人口增长、经济发展和资源开发利用的多重压力，鄱阳湖出现了渔业资源严重衰退、水质污染、湖泊水生生态系统退化等问题，形成资源“公地悲剧”及“资源越捕越少、渔民越捕越穷、鱼类越捕越小”的恶性循环[2]。为缓解我国渔业资源利用的突出矛盾，2018 年 9 月，国务院办公厅印发《关于加强长江水生生物保护工作的意见》，从国家顶层设计高度确立禁捕制度框架和措施体系。2019 年 1 月，农业农村部、财政部、人力资源社会保障部联合印发《长江流域重点水域禁捕和建立补偿制度实施方案》，明确了长江流域禁捕的必要性及实施细则，并提出了禁捕退捕渔民的补偿安排。江西省为保护鄱阳湖湖区生物资源，助推长江大保护和水域生态文明建设，决定从 2021 年 1 月 1 日起全面禁止鄱阳湖区内天然渔业资源生产性捕捞，暂定禁捕期为 10a。

渔业资源是水生生态系统修复与保护的有效抓手[3]，实施长江流域重点水域禁捕退捕对保护水域生态环境、养护水生生物资源具有重要意义。但渔民禁捕具有显著的正外部性，根据公共物品理论，在没有外力(如政策、补偿等)作用的条件下，渔民缺乏自愿禁捕的集体行动机制，主动禁捕行为将很难发生[4]。生态补偿作为一种促进生态环境保护的经济手段，用以解决资源环境领域的外部性问题，且在我国草原、森林、耕地等领域应用广泛，为渔民禁捕补偿研究与实践提供了重要参考。补偿标准是生态补偿研究的核心与难点[5-6]，其科学性不仅关系政策对利益相关者的激励效应，也关乎补偿资金的使用效率[7]。根据“庇谷税”理论，补偿标准应为私人成本与社会成本的差额，当边际外部成本等于边际外部收益时，可以实现外部收益的最大化[8]。目前学术界对于制定生态补偿标准还

收稿日期：2019－09－20 **修回日期**：2020－01－27

作者简介：庞洁，博士，主要研究方向为区域经济发展、环境与自然资源管理、生态补偿。E-mail：pangjie0126@126.com。

通信作者：靳乐山，博士，教授，主要研究方向为环境经济、环境与自然资源管理、生态补偿。E-mail：jinls@cau.edu.cn。

基金项目：国家社会科学基金项目“生态保护红线区生态补偿机制研究”(批准号：19BJY044)；联合国粮食与农业组织/全球环境基金项目“全球环境基金(GEF)江西省湿地保护体系示范项目”(批准号：GEF4662)。

尚未统一，Pham 等[8]指出最有效率的生态补偿是依据提供服务的实际机会成本确定支付标准。俞海等[9]、欧阳志云等[10]认为生态系统服务价值评估方法是确立生态补偿标准的价值基础。从理论上讲，补偿标准应介于机会成本与其所提供的生态系统服务价值之间[11]，但在实践中，补偿标准的设置更趋近于机会成本，往往会导致补偿不足[12]。关于补偿标准的研究方法，比较常用的研究方法有生态系统服务价值评估法[13]、成本核算法[14]、意愿调查法(CVM)[15]、选择实验法[16]等。这些方法具有各自的优缺点，在实际应用过程中由于条件及方法的局限，不同方法测算的补偿标准具有较大的差异[17]。

我国目前对禁捕没有统一的补偿标准，从国内外生态补偿经验来看，科学合理的生态补偿标准应充分考虑农户的生计并尊重农户主体地位，受偿意愿是补偿标准的核心要素[18]。因此，在鄱阳湖禁捕政策具体实施之前，结合农户的受偿意愿调查确定合理的补偿标准，对激发渔民参与禁捕的积极性以及保障禁捕政策顺利有效开展都具有重要的现实意义。通过对鄱阳湖区 5 个县(市、区)328 户渔民的实地调研，构建渔民禁捕受偿意愿的等效用函数测定禁捕补偿标准，并通过二元 Logistic 回归模型分析渔民受偿意愿的影响因素，期望为制定禁捕补偿标准提供参考。

1 理论分析

效用理论最早是由 Daniel Bernoulli 提出的，是理性经济人追求效用最大化的过程，现已被广泛使用在决策领域。在有风险和不确定的条件下，个人决策行为要实现的最终目标是获得最大程度的自我满足，而不是获得最大金额，这种满足程度通过效用体现，效用函数是对满足程度进行量化的一种具体方法[19]。根据 Hicks 提出的福利计量理论，对于因某一公共物品的提供改善或者无法提供，而造成的效用差异可以用货币衡量，第一种方法为补偿变化(CV)，另一种方法为等量变化(EV)，两种方法区别在于等价变化假设消费者有一个新的效用水平，补偿变化假设维持消费者的初始效用水平，两者都可以用货币来精确衡量社会提供的物品数量变化的价值量[20]。就禁渔政策而言，当鄱阳湖的渔业资源无法向渔民提供时，为了使渔民在参与禁捕后的效用不下降，政府需向其支付一定的补偿金额，渔民只有得到了“补偿性变化量(CV)”的支付，才会愿意接受禁渔政策的实施，即在保持渔民效用不变的前提下，渔民的受偿意愿(WTA)可用补偿变化(CV)表示。假定商品价格为 P，E_0 为政策实施之前的资源环境状态，E_1 为政策实施之后的资源环境状态，U_0 表示政策实施之前的个人效用，U_1 为政策实施后的个人效用。生态保护往往使环境服务者或者使用者的短期利益受到损失，渔民禁捕政策对以捕鱼为生的渔民来说，尤其是对就业和生计能力比较弱的渔民，退出捕捞无疑是会使其短期收益受损。因此，在商品价格不变的情况下，补偿变化(CV) 应等于政策实施之前 E_0 的效用水平 U_0 与政策实施之后 E_1 的效用水平 U_1 的差额，即 $CV(E_0,E_1,w) = e(P,E_0,U_0) - e(P,E_1,U_1)$，其中 $e(P,E,U)$ 为支出函数。

图 1 为无差异曲线，表示线上所有各点两种物品不同数量组合给消费者带来的效用程度完全相同，M 为预算约束线，U 为效用线，横轴为物品 X_1 的需求量，纵轴为物品 X_2 的需求量。将渔民看作是消费者，X_1 代表鱼类商品，X_2 代表其他类商品，且 X_2 的价格及消费者的货币收入保持不变。假定渔民具有理性的、连续性的、局部不饱和的偏好关系，渔民在禁捕政策实施之前的初始效用状态为 U_0 上的 A 点，现因禁捕政策，X_1 的供给量减少，导致价格上升，X_2 价格保持不变，因此，预算线由 M_1 变为 M_2，渔民的效用水平由 A 点变为效用状态 U_1 的 B 点，B 点的效用水平低于 A 点的效用水平，为了使渔民的效用水平恢复到禁捕之前，就需要使用经济手段给予补偿，M_3 表示渔民在禁捕之后效用水平的预算线，根据希克斯补偿原理，N_1、N_2 即为补偿变化，表示使渔民效用水平恢复到禁渔前 A 点所需要的最低货币补偿，即渔民接受补偿的最小意愿值。由此可知，受偿意愿可以通过补偿变化来计算，补偿变化求解的核心在于资源环境状态变化后效用水平变动的大小，因此，测算渔民禁捕后寻求效用不变的量成为解释农户受偿意愿大小的根本[21]。

2 研究方法

通过条件价值评估法(CVM)、构建等效用函数测算法分别对渔民参加禁捕的受偿意愿值进行估算对比，探讨两者之间的差异，从而使测算的补偿标准更加客观、切合实际。在此基础上，通过二元 Logistic 模型分析渔民受偿意愿的影响因素。

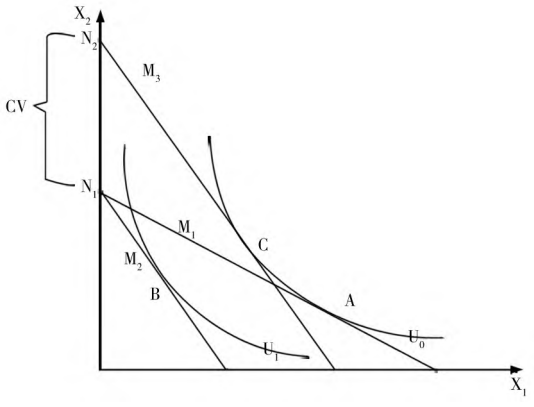

图 1 禁捕政策的补偿价变化

2.1　条件价值评估法

条件价值评估法(CVM)是一种模拟市场的技术方法,采用问卷调查直接询问人们对某项生态系统服务改善的支付意愿(WTP)或放弃某项服务功能的受偿意愿(WTA)[22]。条件价值法主要包括开放式、投标博弈式、二分选择式和支付卡式四种调查受访者受偿意愿的方式,支付卡式可以直接从原始数据中得出受偿者的受偿意愿,但评估的 WTA 估值可能偏大[23]。计算表达式为 $E(WTA) = \sum_{i=1}^{k} A_i P_i$。

2.2　构建等效用函数测算法

理论上,农户受偿意愿会高于因放弃某项服务功能而遭受的实际损失,因此,通过 CVM 支付卡法直接询问农户的受偿意愿结果往往不够客观[24],可通过效用函数对其进行修正。根据理论分析,效用变化的值可等同于 CV 的值,CV 的值即可解释受偿意愿。某项政策使资源环境状态从 E_0 变为 E_1,为了保持消费者效用水平不降低,需要满足 $U_1 - U_0 \geqslant 0$。个人效用水平 U 除了资源环境状态的影响外,还受到个人的经济社会特征 S 和不可观测因素 δ 的影响,即 $U = U(E,S) + \delta$。

假定渔民参与禁捕的意愿用 Y 表示,若渔民愿意参与禁捕,则 $Y = 1$,若渔民不愿意参与禁捕,则 $Y = 0$;C_1 表示渔民禁捕后的成本支出,C_0 表示渔民未禁捕时的成本支出;W 表示渔民参与禁捕获得的补偿;S 表示渔民的经济社会特征;δ 表示不可观测因素,α、β、γ、μ 为待估参数。则渔民禁捕前后的效用分别可以表示为:$U_{Y=1}(S,C_1,W,\delta_1)$,$U_{Y=0}(S,C_0,\delta_0)$。假定效用函数为拟线性,其函数表达式可以写为:

$$U_{Y=1}(S,C_1,W,\delta_1) = \alpha_1 + \beta_1 S + \gamma_1 C_1 + \mu_1 W + \delta_1 \tag{1}$$

$$U_{Y=0}(S,C_0,\delta_0) = \alpha_0 + \beta_0 S + \gamma_0 C_0 + \delta_0 \tag{2}$$

渔民作为理性经济人,只有当 $U_{Y=1} \geqslant U_{Y=0}$ 时,渔民才会愿意参与禁捕政策,令 $U^* = U_{Y=1} - U_{Y=0}$,且不可观测因素 δ 不会因渔民是否参与禁捕政策而改变,即 $\delta_0 = \delta_1$。由此可得渔民愿意参与禁捕的概率为:

$$P(Y = 1) = P(U^* \geqslant 0) = P(U_{Y=1} - U_{Y=0}) \tag{3}$$

由式(1)式(2)可得:

$$U_{Y=1} - U_{Y=0} = (\alpha_1 - \alpha_0) + (\beta_1 - \beta_0)S + \gamma_1 C_1 - \gamma_0 C_0 + \mu_1 W \tag{4}$$

由于 C_1、C_0 是既定常数,令 $\alpha^* = (\alpha_1 - \alpha_0) + \gamma_1 C_1 - \gamma_0 C_0$,$\beta^* = (\beta_1 - \beta_0)$,则

$$U^* = U_{Y=1} - U_{Y=0} = \alpha^* + \beta^* S + \mu_1 W \tag{5}$$

将公式(5)代入公式(3)可得:

$$P(Y = 1) = P(U^* \geqslant 0) = \alpha^* + \beta^* S + \mu_1 W \geqslant 0 \tag{6}$$

由于渔民对禁捕政策参与意愿的选择(Y)包括“愿意”和“不愿意”两种情况,随机干扰项服从 Logistic 分布,由此可得:

$$P(Y = 1) = \wedge(U^*) = e^{U^*}/1 + e^{U^*} \tag{7}$$

对式(7)进行对数变换,得到 *Logistic* 回归模型线性表达式:

$$y = \ln\left(\frac{P(Y = 1)}{(1 - P(Y = 1)}\right) = U^* = \alpha^* + \beta^* S + \mu_1 W \tag{8}$$

当 $U_{Y=1} = U_{Y=0}$ 时,可求得渔民参与禁渔政策的最低受偿意愿,即:$\alpha_1 + \beta_1 S + \gamma_1 C_1 + \mu_1 W + \delta_1 = \alpha_0 + \beta_0 S + \gamma_0 C_0 + \delta_0$,变形可得

$$W = -(\alpha^* + \beta^* S)/\mu_1 \tag{9}$$

对式(9)两边取均值可得:

$$E(W) = -[\alpha^* + \beta^* E(S)]/\mu_1 \tag{10}$$

公式(10)即为等效用函数,由式(8)中得出的 α^*、β^* 等系数值以及 S 变量的均值代入公式(10),求得的 $E(W)$ 即为等效用临界值,可表示渔民禁渔前后保持效用无差别化的最低补偿标准。

2.3　二元 Logistic 模型

由于研究中渔民受偿意愿的选择存在“不愿意”和“愿意”两种情况,即被解释变量(y)可定义为0、1取值的二值选择变量。因此,选择二元 Logistic 模型来分析渔民参与禁捕政策受偿意愿的影响因素。建立的函数式如下:

$$p_i = (F_\alpha + \sum_{j=1}^{n} \beta_j x_j) = 1/1 + e^{-(\alpha + \sum_{j=}^{*} \beta_j)} \tag{11}$$

对(11)式进行对数变换,进而得到 Logistic 回归模型的线性表达式:$y = \ln \frac{p_i}{1 - p_i} = \alpha + \sum_{j=1}^{n} \beta_j x_j$ (12)

在(12)式中,p_i 表示渔民愿意参与禁捕政策的概率,x_j 为解释变量,β_j 为相应解释变量的待估参数,n 为解释变量个数。

3　数据来源

3.1　问卷设计

调查问卷主要由四个部分组成,第一部分为家庭基本信息,了解受访者的个人特征、家庭特征、生产特征、渔业捕捞情况及家庭收支情况;第二部分主观认知,受访者对鄱阳湖生态环境、禁捕政策、生态补偿等方面认知;第三部分受偿意愿,通过条件价值评估法了解不同渔民个体的受偿意愿;第四部分问卷有效性调查,通过受访者自评和调研员评价来反映受访渔民对问卷的理解和配合程度,结合调研问题的前后验证,从而评估问卷的有效性。

为了可以直接从原始数据中得出受偿者的受偿意愿,调研问卷采用支付卡式作为调查受访者受偿意愿的方式。

调查分为预调研与正式调研两个阶段。预调研包括鄱阳湖保护区、乡镇、村级与农户调查四个部分。保护区、乡镇、村级调研采用座谈和资料收集的方式,目的在于全面了解鄱阳湖渔业捕捞及湿地保护等情况,且便于选择具有代表性的渔村。预调研选择了都昌县的 32 户渔民,通过入户调查的方式,了解渔民对禁捕政策的看法以及禁捕补偿意愿等。在预调研中发现,渔民对假想市场定价方法不熟悉,不同渔民获得捕捞资源存在差异,缺乏衡量标准,所以在正式调研问卷中,将询问渔民的补偿意愿调整为“如果实施禁捕 10a 政策,您每年期望得到的最低补偿金额?”经过预调研后调整的受偿意愿分布为≤0.5 万元、1 万元、1.5 万元、2 万元、2.5 万元、3 万元、3.5 万元、4 万元、4.5 万元、5 万元、6 万元、7 万元、8 万元、≥9 万元。调研员经过严格培训,在调查过程中为受访渔民提供详细的问题解释说明,辅助受访渔民理解问题,有效减少受偿意愿调研中的信息偏差、调查方法偏差、策略性偏差等可能出现的偏差,以保证问卷数据质量。

3.2 数据获取

江西天然捕捞水面约 1.27 万 km^2,鄱阳湖区禁捕退捕涉及到 300 多个传统渔村,1.95 万户渔民[25],禁捕政策的实施对于鄱阳湖区域经济的发展及渔民的生产生活都将产生巨大的影响。调研组于 2019 年 7 月 8 日—24 日对江西省都昌县、庐山市、共青城市、永修县、新建区 5 个县(市、区)14 个乡镇 27 个村进行了实地调研,调查样本村通过分层抽样方法确定,调研方式主要采取调研员与渔民面对面访谈的方式,采用随机抽样进行渔民问卷调查,共发放问卷 334 份,获得有效问卷 328 份,问卷有效率 98.20%。除此之外,调研组从县级、乡镇及村级层面针对禁渔政策实施可能面临的问题及相关情况进行了机构访谈。运用 Minitab 19.0 软件分别进行了信度检验和效度检验。渔民调查数据信度检验结果 Cronbach's α 系数为 0.669,表明可用于进一步分析。效度检验中 KMO 值为 0.644,大于 0.5 的阈值条件,且 Bartlett 球形检验得伴随概率为 0.000,表明模型数据效度较好。为检验调查数据是否存在多重共线性,运用方差膨胀因子(VIF)进行检验,结果显示 VIF≤1.305,均远小于临界值 10,表示变量之间不存在多重共线性问题,可用于回归分析。

就受访渔民的特征而言,在 328 份受访渔民中,男性占 92.4%,这是因为调研时选择的访谈对象主要是户主,并且渔民大多数都是男性。受访渔民的平均年龄为 53 岁,年龄段主要集中于 45 ~ 55 岁,占比为 47.3%,56 ~ 65 岁占比 32.6%。受访渔民整体受教育程度较低,初中及以下文化程度占 93.3%。受访渔民平均家庭规模为 4 人,家庭人口数为 3 ~ 5 人的居多,占比 53.7%。受访渔民平均家庭人均纯收入为 14 457.93 元,家庭人均耕地面积是 0.03hm^2,远低于全国人均耕地面积(见表 1)。

3.3 变量选择

分析渔民受偿意愿的影响因素,根据构建的受偿意愿等效用函数,渔民参加禁捕和不参加禁捕的等效用临界点会受到自身异质性及外部环境的影响,在此基础上,结合已有研究,确定了可能的影响因素变量。①个体特征变量:年龄、文化程度、健康状况。②家庭特征变量:家中是否有村干部、劳动力比重、职业。③生产特征变量:渔业生产投入产出比、家庭人均实际耕地面积、生计方式。④主观认知:对禁捕政策目的认知、禁捕生态作用认知、期望的补偿金额。虽然家庭人口数、家庭人均纯收入等也是重要的影响因素,但由于家庭人口数与家庭人均实际耕地面积存在显著相关性,家庭人均纯收入与职业、生计方式存在显著相关性,因此,未将其纳入影响因素。此外,由于受访渔民绝大部分是男性,也没有将性别纳入到个人特征因素当中。各变量含义及描述性统计分析如表 2 所示。

4 结果与分析

4.1 受偿意愿额度的估算结果

在 328 份有效样本中,148 户渔民愿意参与禁捕政策,占有效问卷的 45.12%;180 户渔民表示不愿意参与禁捕政策,占有效问卷的 54.88%。不愿意参加的主要原因是渔民年龄普遍偏大,整体文化水平偏低,且人均耕地面积较少,生计方式单一,渔民生计对捕鱼的依赖程度很高,且大部分渔民没有外出打工经历,缺乏其他谋生技能,禁捕后将面临“无地、无技”的生计困境。

表 1 受访渔民的基本特征

指标	类别	频数	频率/%
性别	男	303	92.4
	女	25	7.6
年龄/岁	45 以下	45	13.7
	45 ~ 55	155	47.3
	56 ~ 65	107	32.6
	65 以上	21	6.4
受教育程度	小学及以下	193	58.8
	初中	113	34.5
	高中或中专	17	5.2
	高中以上	5	1.5
家庭人数/人	1 ~ 2	81	24.7
	3 ~ 5	176	53.7
	6 及以上	71	21.6
家庭平均人均纯收入/元/a		14 457.93	
人均耕地面积/hm^2		0.03	

(1)条件价值评估法(CVM)测算的受偿意愿结果。采用问卷调查直接询问渔民参与禁捕补偿的最低受偿金额,得到其受偿意愿频率分布如表3。根据公式 $E(\mathrm{WTA}) = \sum_{i=1}^{k} A_i P_i$,计算得到渔民参与禁捕的受偿意愿是3.98万元/a。

(2)等效用函数估计的受偿意愿结果。根据本次调研渔民禁捕补偿意愿的二元 Logistic 模型回归结果(见表4),结合表4模型2得出的显著性变量回归系数及对应的 S_i 均值代到构建的等效用函数(公式10)中,可测算出渔民参与禁捕的受偿意愿是2.58万元/a,即有效激励受访渔民参与到禁捕政策的最低补偿标准为2.58万元/a。

(3)两种估算结果的对比。通过条件价值评估法(CVM)估算的渔民禁捕受偿意愿值为3.98万元/a,而通过效用函数估算的渔民禁捕受偿意愿值为2.58万元/a,两者相差1.4万元/a。估算结果表明,采用CVM支付卡式估算的受偿意愿值往往比较高,即通过直接询问受访渔民的受偿意愿,会存在较大的主观性,超出客观条件下的受偿意愿水平。而通过效用函数的参数估计,将客观条件纳入到估算范畴中,在一定程度上可以抑制受访渔民的主观臆想,进而使得估算结果更加贴近客观事实,在禁捕政策实施中,可作为禁捕补偿标准下限的参考值。

4.2　补偿标准的合理性验证

为深化对禁捕补偿标准的认识,将研究估计结果与其他课题组研究成果、渔民禁捕的机会成本进行对比分析。

(1)其他课题组研究成果的对比分析。关于禁捕补偿标准的测算研究成果并不是很多。目前仅有的研究是刘子飞等[3]对长江流域渔民退捕生态补偿机制研究,其测算的渔民主观补偿标准是4.87万元/a,通过将渔民主观补偿标准与机会成本赋权加权,最终测算的补偿标准为2.56万元/a。虽然与本文估算方法及样本区域有所差异,但估算结果相差不大,研究结果能够互相印证,比较可靠。

(2)与渔民禁捕机会成本的对比分析。渔民禁捕的机会成本是放弃捕捞作业的经济损失,可用捕捞的利润表示。考虑到捕鱼作业的收入跟湖水的水位高低有很大关系,每年渔民捕捞收入并不稳定,因此,调查了渔民近3年的捕捞投入产出数据。根据调研数据显示,渔获物毛收入平均约为9.06万元/a,渔船渔网虾笼、燃料、修船等费用平均年投入为3.48万元/a,若不考虑劳动力投入成本,渔民平均捕鱼净收入为5.58万元/a,若考虑劳动力投入成本,根据渔民实际情况及当地劳工雇工价格,按照劳动力384.97个工作日/户[3],每个工作日90元计算,扣除劳动成本后渔民平均捕鱼净收入为2.11万元/a,即渔民参加禁捕的机会成本为2.11万元/a。渔民禁捕具有明显正外部性,作为理性经济人,只有补偿标准大于机会成本,渔民才会自愿参与到禁捕政策,因此,研究测算的禁渔补偿标准高于渔民禁捕的机会成本是比较合理的。通过等效用函数测算的禁捕补偿标准略高于农户参加禁捕的机会成本,对禁捕补偿标准的制定具有较强的参考价值,作为禁捕补偿标准的下限具有其合理性。

表2　各解释变量说明及预期影响方向

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	预期影响方向
个体特征				
年 龄	受访者的实际年龄/岁	53.41	8.36	−
文化程度	小学及以下=1;初中=2;高中或中专=3;大专=4,本科及以上=5	1.50	0.68	+
健康状况	不能劳动=1;有慢性病,劳动能力较弱=2;有轻微病症,不影响劳动=3;健康=4	3.74	0.59	−
家庭特征				
家中是否有村干部	家庭成员中是否有村/镇干部:(否=0;是=1)	0.10	0.30	+
劳动力比重	劳动力数量/家庭总人数	0.59	0.26	−
职业	家庭成员职业(纯渔民=0,兼业=1)	0.35	0.48	+
生产特征				
渔业投入产出比	捕捞投入/捕捞产出	0.29	0.23	+
人均实际耕地面积	家庭人均实际耕种的土地面积/hm^2	0.092	8.31	−
生计方式	家庭生产除了捕鱼是否有可替代生计(否=0;是=1)	0.17	0.37	+
主观认知				
禁捕目的	您是否清楚禁捕政策的目的(不清楚=0; 清楚=1)	0.75	0.43	+
禁捕生态作用	有好处=1;既有好处,又有坏处=2;没有好处=3	2.40	0.74	+
期望的补偿金额	您对禁捕补偿愿意接受的最低金额/万元/a	4.43	2.68	−

4.3 受偿意愿的影响因素

运用 Minitab 19.0 软件,对前文构建的二元 Logistic 模型进行估计,分析农户受偿意愿的影响因素。模型 1 表示纳入全部变量得到的二元 Logistic 回归结果,然后采用逐步向后回归法,依次剔除方程中 z 统计量最小的变量,直到方程中所保留的所有变量都是显著变量,即都在 10% 的统计水平上显著,最终得到回归模型 2,具体结果见表 4。两个模型的最大似然比均在 1% 的统计水平上显著,说明模型拟合效果良好。

表 3 受偿意愿值的频率分布

受偿意愿/万元/a	频数/人次	频率/%
≤0.5	9	2.7
1.0	32	9.8
1.5	8	2.4
2.0	54	16.5
2.5	20	6.1
3.0	46	14.0
3.5	13	4.0
4.0	19	5.8
4.5	5	1.5
5.0	48	14.6
6.0	19	5.8
7.0	10	3.0
8.0	12	3.7
≥9.0	33	10.1

(1)个体特征变量的影响。受访渔民的年龄及年龄的平方均在 5% 的统计水平上显著,且年龄与受偿意愿呈负相关,而年龄的平方与受偿意愿呈正相关,说明年龄与禁捕受偿意愿并非简单的线性关系,而是呈"U"型,通过计算得到影响受偿意愿的年龄拐点为 48 岁,当渔民年龄小于 48 岁时,年龄越大,愿意接受禁捕补偿的意愿就越低,当渔民年龄大于 48 岁时,年龄越大,愿意接受禁捕补偿的意愿就越强。这可能是由于 48 岁正处于负担压力最大的时候,一般情况下处于"上有老,下有小"阶段,渔民放弃捕捞带来的风险较大,且处于中年时期转移就业方面也存在更多障碍。身体健康状况变量在 1% 的统计水平上显著,且对渔民受偿意愿具有显著的负向影响,与预期相符,即身体素质越好的渔民越不愿意接受禁捕补偿,其接受禁捕补偿的意愿越弱。捕捞作业是一项很辛苦的工作,需要具备良好的身体条件,渔民身体健康状况越好,捕鱼的能力相对较强,更有机会通过捕鱼获得高收入,即参与禁捕的机会成本越高,其愿意接受禁捕的意愿就越弱。

表 4 二元 Logistic 模型估计结果

变量	模型 1			模型 2		
	B	标准误	P 值	B	标准误	P 值
个体特征						
年龄	−0.468 **	0.198	0.018	−0.475 **	0.196	0.015
年龄的平方	0.005 **	0.002	0.010	0.005 **	0.002	0.010
文化程度	0.313	0.245	0.201	–	–	–
健康状况	−0.850 ***	0.281	0.002	−0.850 ***	0.281	0.002
家庭特征						
是否有村干部	0.328	0.328	0.578	–	–	–
劳动力比重	0.992 *	0.601	0.099	1.004 *	0.596	0.092
职业	1.598 ***	0.361	0.000	1.820 ***	0.336	0.000
生产特征						
渔业投入产出比	0.126	0.824	0.878	–	–	–
人均实际耕地面积	0.051	0.046	0.268	–	–	–
生计方式	0.758 *	0.433	0.080	0.736 *	0.425	0.083
主观认知						
禁捕目的	1.656 ***	0.424	0.000	1.658 ***	0.417	0.000
禁捕生态作用	0.598 ***	0.230	0.009	0.629 ***	0.226	0.005
期望的补偿金额	−0.142 **	0.065	0.028	−0.139 **	0.063	0.028
常数项	9.878	5.308	0.063	10.72	5.24	0.041
Nagelkerke R^2		51.6			50.3	
卡方值		159.7		154.6		

注:*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著。

(2)家庭特征变量的影响。劳动力比重在10%的统计水平上对禁捕受偿意愿有显著正向影响,与预期影响方向相反。这可能是因为鄱阳湖渔业资源日趋衰退,捕鱼对渔民的生计保障功能逐渐弱化,渔民捕鱼的非农就业机会成本较大,因此,考虑到长远生计问题,理性的渔民更愿意退捕,将劳动力转移到二三产业。职业在1%的统计水平上对禁捕意愿有显著正向影响,与预期影响方向相同。家庭成员职业为纯渔民,表明家庭收入对捕鱼的依赖程度非常高,如果退捕,短期来看家庭将完全丧失经济来源,因此,职业为纯渔民参与禁捕补偿的意愿较低。家庭成员兼业化程度高,说明家庭生计方式多样,对捕鱼收入的依赖性较低,其参与禁捕的意愿就会越强烈。生计方式多样性成为理性渔民选择禁捕的关键因素。

(3)生产特征变量的影响。生计方式在10%的统计水平上对渔民接受禁捕的意愿具有正向影响,与预期影响方向相同。渔民生计行为的选择及生计结果是由制度、政策和资本三者共同作用形成的[26]。由于鄱阳湖在2002年实施了3月份至6月份分时段禁捕政策,部分渔民在三个月的禁捕时期会选择外出打工、当地帮工等方式来增加家庭收入,甚至有渔民开始尝试转变生计方式,如稻田养殖、水产养殖等。生计方式多样、禁捕以后具有可替代生计的农户,对于渔业资源的依赖程度就越低,其参与禁捕补偿的意愿就越强。

(4)主观认知变量的影响。禁捕目的认知及禁捕生态作用认知均在1%的统计水平上对渔民受偿意愿具有正向影响,期望的补偿金额在5%的统计水平上对渔民受偿意愿具有负向影响。这说明清楚禁捕目的、认为禁捕对生态环境保护具有积极作用的渔民,其更愿意接受禁捕补偿。而渔民对补偿金额的期望值越高,说明其认为放弃捕鱼的损失或者机会成本就越高,小农户往往倾向于风险规避,因此,渔民对补偿金额越高,其参与禁捕补偿的意愿就越低。

5　结论与政策含义

通过2019年江西省5县14个乡镇328户渔民的实地调研,运用条件价值评估法及等效用函数法,对鄱阳湖渔民禁捕补偿标准及其受偿意愿的影响因素进行了研究。得出如下主要结论:第一,根据条件价值评估法(CVM)估算的渔民禁捕受偿意愿额度为3.98万元/a,等效用函数测算的渔民禁捕受偿意愿额度为2.58万元/a,可以作为禁捕补偿标准的下限。第二,现阶段鄱阳湖渔民禁捕补偿意愿受到个体特征、家庭特征、生产特征多种因素的共同影响。主要包括年龄、健康状况、劳动力比重、职业、生计方式等,其中,生计方式多样、兼业化程度高是渔民愿意接受禁捕补偿的根本原因。年龄对受偿意愿的影响呈“U”型,年龄拐点是48岁,身体素质越差、家庭劳动力比重越小的渔民,越愿意接受禁捕补偿。第三,农户的受偿意愿还受到主观认知特征的影响。清楚禁捕目的,了解禁捕政策对生态保护具有积极正向影响的渔民,其接受禁捕补偿的意愿越强烈。

该研究具有以下政策含义:①为了确保鄱阳湖禁捕政策可以顺利实施,应加强禁捕政策的宣传,让更多的渔民了解禁捕政策的目的及可产生的生态价值,进一步提高渔民的认知水平和接受意愿。②渔民是禁捕政策的实施主体,为保障禁捕渔民的利益,应结合渔民的受偿意愿制定合理的补偿标准,为最大限度地满足渔民效用,应根据物价变动适时对补偿标准进行动态调整。③渔民生计方式多样化是激励渔民参与禁捕的关键因素,政府应注重引导培育生态产业发展,并加强渔民生计技能培训,降低渔民对渔业资源的依赖程度,才能从根本上解决渔民长远生计问题,进而实现生态保护、区域经济及人类福祉的协调可持续发展。

(编辑:李　琪)

参考文献

[1]章茹,蒋元勇,万金保,等. 城镇化过程对鄱阳湖流域生态系统的影响[J]. 长江流域资源与环境,2014,23(3):400-406.

[2]王毛兰,胡春华,周文斌. 丰水期鄱阳湖氮磷含量变化及来源分析[J]. 长江流域资源与环境,2008,17(1):138-142.

[3]刘子飞,于法稳. 长江流域渔民退捕生态补偿机制研究[J]. 改革,2018(11):108-116.

[4]OSTOM E. Governing the commons: the evolution of institutions for collective action[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

[5]柳荻,胡振通,靳乐山. 生态保护补偿的分析框架研究综述[J]. 生态学报,2018,38(2):380-392.

[6]赵翠薇,王世杰. 生态补偿效益、标准——国际经验及对我国的启示[J]. 地理研究,2010(4):597-606.

[7]龙耀. 野生动物致损与经济补偿的诸多选项[J]. 改革,2018(2):146-158.

[8]PHAM T T, CAMPBELL B M, GARNETT S. Lessons for pro-poor payments for environmental services: an analysis of projects in vietnam[J]. The Asia pacific journal of public administration, 2009, 31(2):117-133.

[9]俞海,任勇. 流域生态补偿机制的关键问题分析——以南水北调中线水源涵养区为例[J]. 资源科学,2007,29(2):28-32.

[10]欧阳志云,郑华,岳平. 建立我国生态补偿机制的思路与措施[J]. 生态学报,2013(3):686-692.

[11]李文华,刘某承. 关于中国生态补偿机制建设的几点思考[J]. 资源科学,2010(5):791-796.

[12] CASTRO E, COSTA R. Experience in the charge for hydro environmental services of the biodiversity to finance conservation and recuperation of hillside ecosystems [R]. Paris: The International Workshop on Market Creation for Biodiversity Products and Ser-vices, OECD, 2001.

[13] 周晨, 丁晓辉, 李国平, 等. 南水北调中线工程水源区生态补偿标准研究——以生态系统服务价值为视角[J]. 资源科学, 2015, 37(4): 792 - 804.

[14] 胡振通, 柳荻, 孔德帅, 等. 基于机会成本法的草原生态补偿中禁牧补助标准的估算[J]. 干旱区资源与环境, 2017(2): 63 - 68.

[15] 柳荻, 胡振通, 靳乐山. 基于农户受偿意愿的地下水超采区休耕补偿标准研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(8): 130 - 139.

[16] 杨欣, MICHAEL B, 张安录. 基于潜在分类模型的农田生态补偿标准测算——一个离散选择实验模型的实证[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(7): 27 - 36.

[17] WUNDER S, ENGEL S, PAGIOLA S. Talking stock: a comparative analysis of payments for environmental services programs in developed and developing countries [J]. Ecological economics, 2008, 65(4): 834 - 852.

[18] 韩鹏, 黄河清, 甄霖, 等. 基于农户意愿的脆弱生态区生态补偿模式研究——以鄱阳湖区为例[J]. 自然资源学报, 2012(4): 625 - 642.

[19] PARKIN M. Microeconomics[M]. New Jersey: Pearson Education, 2008.

[20] 彼得·伯克, 格洛丽亚·赫尔方. 环境经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2013.

[21] 曾黎, 杨庆媛, 廖俊儒, 等. 基于农户受偿意愿的休耕补偿标准探讨——以河北样本户为例[J]. 资源科学, 2018, 40(7): 1375 - 1368.

[22] 欧阳志云, 王效科, 苗鸿, 等. 条件价值评估法在非市场价值评估中的应用[J]. 生态学报, 2006(2): 610 - 619.

[23] 宗计川. 价值评估手段选择: 意愿支付抑或意愿接受——实验研究前沿述评[J]. 外国经济与管理, 2014(7): 44 - 52.

[24] 甄霖, 刘雪林, 李芬, 等. 脆弱生态区生态系统服务消费与生态补偿研究: 进展与挑战[J]. 资源科学, 2010, 32(5): 797 - 803.

[25] 齐抓共管精准发力, 确保如期实现长江禁捕[J]. 中国水产, 2019(7): 4 - 7.

[26] 徐建英, 孔明, 刘新新, 等. 生计资本对农户再参与退耕还林意愿的影响——以卧龙自然保护区为例[J]. 生态学报, 2017, 37(18): 6205 - 6215.

Compensation rate for fishing withdrawal from Poyang Lake based on fishermen's willingness to accept

PANG Jie[1,2] *JIN Le-shan*[1,2]

(1. College of Humanities and Development Studies, China Agricultural University, Beijing 100193, China;
2. China Eco-compensation Policy Research Center, Beijing 100193, China)

Abstract Fishing withdrawal is a policy in the Poyang Lake area to conserve the aquatic ecosystem. This paper studies the compensation rate which provides efficient incentives for fishermen to withdraw from fishing in the Poyang Lake area. This study is based on an interview with questionnaire of 328 fishermen in 14 townships of 5 counties in the Poyang Lake area, Jiangxi Province. The willingness to accept (WTA) was elicited with equal utility function, and the binary logistic regression model was run to identify the factors influencing the WTA. It is found that: ① The compensation rate was CNY 39,800/a with the contingent valuation method (CVM) of WTA and it would be CNY25,800/a after a calibration with the equal utility function. ② The WTA was usually high with the payment card of CVM. Equal utility function was useful to squeeze the respondents'subjective inflation of the WTA with the inclusion of objective values. The WTA calibrated with equal utility function could be used as the minimum rate of compensation though it should be adjusted over time with consumer price index etc. ③ Fishermen's WTA was influenced by the factors of demographics, family feature, livelihood pattern, and individual cognition, which include age, health status, the ratio of laborers in a family, mix of occupation, mix of income sources, and the subjective cognition of the purpose and function of the withdrawal, etc. One of the key factors was the diversity of livelihood. The study implies that an effective compensation rate based on fishermen's willingness to accept will be instrumental in the implementation of the fishing withdrawal program in the Poyang Lake area. Diversified livelihoods will be helpful for the fishermen to withdraw from fishing and purse a life other than fishing.

Key words Poyang Lake; prohibition of fishing; CVM; utility theory; WTA; compensation standard